

Vulnerabilità e previsione di danno a scala territoriale secondo una metodologia macrosismica coerente con la scala EMS-98

Alberto Bernardini,

Dipartimento di Costruzioni e Trasporti, Università degli Studi di Padova, via Marzolo, 9, 35131 Padova

Sonia Giovinazzi

University of Canterbury, Private Bag 4800, Christchurch 8020, New Zealand

Sergio Lagomarsino, Sonia Parodi

Dipartimento di Ingegneria delle Costruzioni, dell'Ambiente e del Territorio, Università degli Studi di Genova, via Montallegro, 1, 16145 Genova

Keywords: Vulnerabilità territoriale, Edifici, Danno sismico

ABSTRACT:

A innovative macroseismic approach allowing the vulnerability analysis of building typologies from poor data, is presented in this paper. The building typologies defined within the European Macroscopic scale (EMS-98) have been considered. The Damage Probability Matrixes have been derived interpreting the correlation to the vulnerability classes suggested by EMS-98 in terms of relative frequencies associated with the vulnerability classes.

Bayes theorem allows the upgrade of the frequencies when further data about the built-environment or specific properties of the buildings are available, allowing the identification of a different behaviours on respect to the one generally considered for the typology. Fuzzy measures of any damage function can be derived, using parametric or non-parametric damage probability matrices implicitly contained within EMS-98 scale. For every result of the seismic analysis, the procedure allows supplying to the user the final uncertainty connected with the aforementioned fuzzy relation between the probability of the damage grade, the macroseismic intensity and the vulnerability class

Numerical implementation based on ISTAT 1991 data are presented for a set of 19 Municipalities that can be regarded as representative for a wider area in the Veneto and Friuli Regions. The measures are related to the expected percentage of inhabitable and collapsed building for a fixed and uniform value of the Macroscopic Intensity in the area.

1 INTRODUZIONE

La pubblicazione definitiva nel 1998 della nuova scala macrosismica europea (Grunthal 1998), ha stimolato l'elaborazione di nuove metodologie per lo sviluppo di scenari di danno al tessuto urbano (per terremoti di prefissata intensità) o valutazioni di rischio in relazione alla accertata scuotibilità delle aree.

La particolarità della scala EMS-98 rispetto alle scale precedenti (compresa la MSK da cui è sostanzialmente derivata) è quella di prendere in considerazione, nell'osservazione del danno agli edifici, l'intero patrimonio dell'edilizia ordinaria multipiano presente nel territorio, compresa quella costruita secondo regole, eventualmente differenziate, di protezione sismica.

In tali metodologie, ora generalmente identificate con l'aggettivo "macrosismiche" (Giovinazzi and Lagomarsino 2004), le misure convenzionali della vulnerabilità (le 6 classi di vulnerabilità) e del grado di danno sono direttamente assunte dalla scala. as-

sieme all'elenco delle tipologie (eventualmente modificate tenendo conto delle particolarità locali). Inoltre si assume che la stessa scala fornisca implicitamente una relazione, seppur sfuocata, fra probabilità dei diversi gradi di danno, intensità macrosismica e classe di vulnerabilità (Bernardini et al. 2007).

Le applicazioni svolte si caratterizzano per la diversa scala territoriale (sub-urbana, urbana, comunale o regionale) e per i differenti inventari utilizzati per la classificazione sistematica o a campione delle tipologie costruttive presenti nel territorio. In particolare numerose applicazioni si sono basate su dati poveri ma sistematici (in particolari i dati ISTAT 1991) eventualmente controllati a campione con informazioni più ricche ed affidabili (Bernardini 2004).

In questo lavoro si descrive una metodologia macrosismica innovativa dal punto di vista del trattamento delle tipologie descrivibili a partire da dati poveri.

Partendo dalle tipologie edilizie piuttosto generali definite dalla scala si sono più specificatamente ana-

lizzate le tipologie edilizie “modificate” nel comportamento atteso dalla presenza accertata di specifici fattori (ad esempio il grado di manutenzione) o caratteristiche tipologiche (ad esempio il numero di piani).

La definizione delle DPM per tipologie di edilizia abitativa è stata ottenuta, interpretando le indicazioni della tabella di vulnerabilità EMS-98, in termini di frequenze associate alle classi riconosciute rappresentative per ogni tipologia.

L'utilizzo del teorema di Bayes consente l'aggiornamento delle frequenze associate alle classi, nel caso di disponibilità di dati ulteriori sul costruito che consentano di identificare comportamenti modificati rispetto a quelli previsti per la tipologia.

Sono presentate e confrontate con precedenti metodologie applicazioni numeriche ancora basate su dati ISTAT 1991. Analoghi criteri potrebbero essere adatti all'utilizzo dei più aggiornati e, auspicabilmente, più affidabili dati ISTAT 2001. In particolare per ogni parametro finale di interesse per l'analisi la procedura mantiene evidente all'utilizzatore finale l'incertezza ineliminabile connessa alla sopra indicata relazione sfuocata fra probabilità del grado di danno, intensità macrosismica e classe di vulnerabilità.

2 TIPOLOGIE E CLASSI DI VULNERABILITÀ NELLA SCALA EMS98

La correlazione fra le 6 classi di vulnerabilità e le 15 tipologie (di cui ben 7 relative ad edifici in muratura e 6 ad edifici di c.a.) sono riassunte in Tabella 1.

Tabella 1. Correlazione fra classi di vulnerabilità e tipologie secondo la EMS98.

Type of Structure	Vulnerability Class					
	A	B	C	D	E	F
MASONRY	○	○	○	○	○	○
	○	○	○	○	○	○
	○	○	○	○	○	○
	○	○	○	○	○	○
	○	○	○	○	○	○
	○	○	○	○	○	○
	○	○	○	○	○	○
REINFORCED CONCRETE (RC)	○	○	○	○	○	○
	○	○	○	○	○	○
	○	○	○	○	○	○
	○	○	○	○	○	○
	○	○	○	○	○	○
	○	○	○	○	○	○
	○	○	○	○	○	○
STEEL	○	○	○	○	○	○
	○	○	○	○	○	○
WOOD	○	○	○	○	○	○
	○	○	○	○	○	○

○ most likely vulnerability class; — probable range; cases of less probable, exceptional cases

In quasi tutti i casi non si tratta di una relazione deterministica, ma di una implicita relazione probabilistica della quale è esplicita una classe “modale” più probabile (“most likely vulnerability class”) affiancata da due gruppi di classi giudicate probabili (“probable”) e meno probabili (“less probable” o “exceptional”). La Tabella sintetizza le informazioni statistiche disponibili agli estensori della scala, ovvero il loro giudizio esperto.

Una esplicita ragionevole ipotesi per la suddetta relazione probabilistica è evidenziata in Tabella 2: si assume per “less probable” il valore medio “white” (Bernardini et al. 2007) di FEW (9%) e per “probable” l’analogo valore di 2.5*FEW (22.5 %); la frequenza modale può essere calcolata per differenza a 100% ed assume, per ogni tipologia, valori coerenti (questo non succede se, ad esempio, si assume per “probable” l’analogo valore di MANY (35 %), almeno per la tipologia T (Timber structures)). Inoltre si assume che, in ogni caso, la distribuzione di probabilità assuma valori positivi in almeno 3 classi, assegnando a tale scopo una percentuale pari a 4.5 (corrispondente al valore white di FEW/2) a classi contigue non previste dalla EMS-98 ed aggiungendo una classe Y di edifici di vulnerabilità superiore a quella della classe A.

Le percentuali di Tabella 2 diviso 100 possono essere interpretate come probabilità delle classi C_j (j da 1 a 7) condizionate rispetto alla tipologia M_i (i da 1 a 15):

$$m_j^i = \Pr(C_j | M_i), \quad \forall i: \sum_j m_j^i = 1 \quad (2.1)$$

Tabella 2. Correlazione fra classi di vulnerabilità e tipologie secondo la EMS98.

Ti	Classi di vulnerabilità C_j						
	Y	A	B	C	D	E	F
M1	4.5	91	4.5				
M2	4.5	73	22.5				
M3		9	86.5	4.5			
M4			22.5	68.5	9		
M5		9	82	9			
M6			22.5	68.5	9		
M7				9	68.5	22.5	
RC1		9	22.5	59.5	9		
RC2			9	22.5	46	22.5	
RC3				9	22.5	46	22.5
RC4			9	68.5	22.5		
RC5				9	68.5	22.5	
RC6					9	68.5	22.5
S				9	22.5	46	22.5
T			9	22.5	46	22.5	

3 DERIVAZIONE DELLE TIPOLOGIE MODIFICATE

Si suppone che informazioni aggiuntive presenti nell'inventario degli edifici consentano di meglio specificarne la tipologia, in quanto appartenenti a sottogruppi disgiunti della tipologia M_i . I sottogruppi sono caratterizzati dall'omogeneità di certe caratteristiche tipologiche considerate come modificatori in senso positivo o negativo della vulnerabilità (ad esempio, con riferimento all'inventario da dati ISTAT 1991, "età di costruzione", "altezza" "stato di manutenzione", "aggregazione ad altri edifici"); in generale il k -esimo modificatore ($k = 1$ a m) è una variabile di stato che può assumere $r_k = 1$ a n_k valori (ad esempio per il modificatore "altezza" i 3 valori "basso", "medio", "alto", corrispondenti a tre specificati intervalli del numero di piani). I sottogruppi disgiunti sono uguali al prodotto $ss = n_1 \times n_2 \times \dots \times n_m$. Ciascun sottogruppo della tipologia M_i , definito dall'indice s (1 a ss), è caratterizzato dagli stati $S_s = (S_{r1}, S_{r2}, \dots, S_{rm})$ rispettivamente assunti dai modificatori.

Se fosse nota la matrice delle probabilità congiunte $Pr(C_j, S_s)$, ogni sottogruppo potrebbe essere caratterizzato dalle frequenze relative $m_j^{i,s}$ nelle diverse classi vulnerabilità, e dalle corrispondenti frequenze assolute se noto il conteggio degli edifici nei diversi stati (in un assegnato territorio). In Tabella 3 è indicata la struttura della matrice ed i relativi marginali.

Tabella 3. Matrice delle probabilità congiunte di Classi e Stati modificati, e relativi marginali.

	S_1	S_s	S_{ss}	Totale
$C_1 = Y$	$Pr(C_1, S_1)$	$Pr(C_1, S_s)$	$Pr(C_1, S_{ss})$	m_1^i
...
C_j	$Pr(C_j, S_1)$	$Pr(C_j, S_s) = m_j^{i,s} Pr(S_s)$	$Pr(C_j, S_{ss})$	m_j^i
...
$C_7 = F$	$Pr(C_7, S_1)$	$Pr(C_7, S_s)$	$Pr(C_7, S_{ss})$	m_7^i
Totale	$Pr(S_1)$	$Pr(S_s)$	$Pr(S_{ss})$	1

La matrice congiunta descrive completamente (in termini probabilistici) l'influenza sulla vulnerabilità sismica dei diversi modificatori, compresa la loro correlazione. In realtà di questa matrice si conoscono (o meglio si presuppone di conoscere dalle definizioni della EMS-98 e le ragionevoli ipotesi indicate al §2) solo i marginali m_j^i (eq. (2.1)).

Non c'è una sola via per tentare di ricostruire la matrice di probabilità congiunta, in mancanza delle corrispondenti informazioni statistiche in forma congiunta.

Si osservi che se gli stati modificati S_s sono ordinati nello stesso senso in cui sono ordinate le classi (nel senso cioè di vulnerabilità decrescente), la logica correlazione fra le due variabili dovrebbe portare, in prossimità della diagonale principale della matrice, a valori superiori al prodotto dei marginali: vice-

versa per combinazioni di stati e classi lontane dalla diagonale principale. Da questo punto di vista potrebbe essere interessante la conoscenza o la stima, derivata da un'ampia base di dati di edifici, dei marginali degli stati modificati.

Una strada alternativa può essere suggerita da una procedura bayesiana (eq. (3.1)) di progressiva, separata considerazione dell'effetto di ogni modificatore k , cui corrispondono i possibili stati (da r_1 fino ad r_m).

Naturalmente le $Pr(S_{rk} / C_l)$ non sono note: possono peraltro essere supposte monotonicamente crescenti o decrescenti con l'indice l , secondo l'effetto atteso del modificatore sulla vulnerabilità.

Nell'assegnazione bisogna peraltro tener conto delle possibili correlazioni fra i modificatori. L'influenza sulla vulnerabilità nell'applicazione di un certo modificatore è quella che riassume anche gli effetti di altri modificatori che siano a questo correlati. Ad esempio, nell'archivio dei rapporti sui danni agli edifici in muratura relativi alla classe A, potrebbero esserci molti edifici "bassi" non tanto perché gli edifici bassi siano più vulnerabili degli edifici alti (a parità di qualità strutturale dovrebbe essere vero il viceversa, soprattutto se non c'è un progetto anti-sismico), ma perché gli edifici bassi hanno un pessimo stato di manutenzione. Simmetricamente poi quando si analizzi l'effetto dello stato di manutenzione e questo risulti pessimo, si deve tener conto che stiamo ragionando su edifici prevalentemente bassi e quindi non particolarmente vulnerabili.

$\forall s = (r_1, r_2, \dots, r_m)$, posto $S_s = (S_{r_1}, S_{r_2}, \dots, S_{r_m})$:

$$\forall j: m_j^{i,0} = m_j^i$$

$$m_j^{i,1} = \frac{Pr(C_j \cap S_{r_1})}{Pr(S_{r_1})} = \frac{Pr(S_{r_1} / C_j)}{\sum_l Pr(S_{r_1} / C_l)} m_l^{i,0} m_j^{i,0}$$

$$m_j^{i,k} = \frac{Pr(C_j \cap S_{r_k})}{Pr(S_{r_k})} = \frac{Pr(C_j \cap (S_{r_{k-1}}, S_{r_k}))}{Pr(S_{r_{k-1}}, S_{r_k})} \quad (3.1)$$

$$= \frac{Pr(S_{r_k} / C_j)}{\sum_l Pr(S_{r_k} / C_l)} m_l^{i,k-1} m_j^{i,k-1}$$

$$m_j^{i,s} = m_j^{i,m}$$

L'applicazione di più modificatori che sistematicamente operano nel senso di aumentare (o diminuire) la vulnerabilità sposterà progressivamente la probabilità dalla classe modale a quella più (o meno) vulnerabile, riducendo o al limite quasi annullando la varianza della distribuzione. Viceversa l'applicazione di modificatori non omogenei da questo punto di vista può sostanzialmente lasciare invariata la classe modale, ma aumentare la varianza della distribuzione.

4 VALORE ATTESO DEL DANNO O DI UNA FUNZIONE DEL DANNO

Il danno viene definito dai 6 gradi della scala convenzionale EMS-98, dal grado 0 (nessun danno) al danno 5 (collasso strutturale), che rappresentano quindi gli eventi elementari dello spazio misurato dalle matrici di probabilità (DPM). La valutazione del valore atteso di una qualsiasi funzione del danno può essere compiuta sia partendo dalle DPM ricavate dalla scala EMS-98 (Bernardini et al. 2007) sia dalle analoghe matrici parametrizzate rispetto all'indice di vulnerabilità V .

Nella metodologia proposta, la parametrizzazione rispetto all'indice di vulnerabilità è, infatti, un'operazione non strettamente necessaria. Peraltro l'introduzione di un parametro numerico rappresentativo della propensione degli edifici ad essere danneggiati da un sisma, può essere utile ai fini di una semplificazione della metodologia e della conservazione del concetto simbolico di indice di vulnerabilità, adottato in molte metodologie correntemente utilizzate in Italia.

Consideriamo ora una generica funzione reale f del danno (eq. (4.1)), misurato dai gradi di danno della scala convenzionale EMS-98. Se ne vuole valutare il valore atteso per un valore fissato di intensità macrosismica I .

$$f: \{D_0, D_1, D_2, D_3, D_4, D_5\} \rightarrow Y = i \quad (4.1)$$

In realtà tenendo conto dell'incertezza con cui la scala EMS-98 definisce le matrici implicite di danno, tale valore potrà essere descritto solo tramite un sottoinsieme sfuocato, che verrà determinato operando sistematicamente su un numero discreto di α -cuts degli insiemi sfuocati che misurano le frequenze linguistiche di danno, per le diverse classi e per i diversi livelli di intensità macrosismica.

Ad ogni classe di vulnerabilità e per ogni intensità macrosismica peraltro è anche associata una specifica DPM centrale denominata “*White expected*” (Bernardini et al. 2007), che potrebbe essere utile per una rapida determinazione del valore atteso più attendibile.

Volendo invece evidenziare l'incertezza effettiva delle stime, è opportuno mantenere sfuocata la rappresentazione. Per ogni classe di vulnerabilità (C_j) le frequenze associate ai gradi di danno, per ogni valore di α , sono misurate da “Interval probabilities”:

$$\alpha, j \text{ IP} = \left\{ \left[\alpha, j l_i, \alpha, j u_i \right], i = 0, 1, \dots, 5 \right\} \quad (4.2)$$

Ciò significa quindi che in realtà la DPM non è univocamente determinata nemmeno se si fissa il valore di α : un insieme convesso di DPMs sono possibili ed un corrisponde intervallo ${}^{\alpha, j}Y$ del valore atteso

della funzione f potrà essere determinato dai valori estremi.

La teoria delle “Interval probabilities” (Klir 2005) consente di risolvere abbastanza facilmente ed in modo esatto il problema tramite l'integrale di Choquet: si tratta di operare una permutazione degli indici dello spazio del danno in modo da rendere monotonicamente decrescente la funzione f della quale si vuole valutare il valore atteso, calcolare i limiti inferiore e superiore della probabilità cumulata sullo spazio riordinato ed infine calcolare i corrispondenti limiti inferiore e superiore del valore atteso con due ordinari integrali di Lebesgue.

Alternativamente, come spiegato in dettaglio in (Bernardini et al. 2007), le matrici cumulative di probabilità di danno (nello spazio ordinato originario della EMS-98) possono essere parametrizzate rispetto ad un unico parametro $V \in [0, 1]$, indipendente dall'intensità. A ciascuna classe di vulnerabilità (C_j) risulta associato un sottoinsieme sfuocato dell'intervallo $[0, 1]$ e quindi, prescelti un certo numero discreto di α , intervalli ordinari di tale indice V :

$$\alpha, j V = \left\{ \left[\alpha, j l_v, \alpha, j u_v \right] \right\} \quad (4.3)$$

Il risultato numerico è riportato in Figura 1. Si osserva come l'insieme sfuocato attribuito alla classe aggiuntiva Y completa logicamente la *fuzzy partition* dell'intervallo $[0, 1]$ del parametro di vulnerabilità V (ed in effetti così definisce numericamente l'insieme di DPMs associato a tale classe aggiuntiva, anche per quanto riguarda il metodo non parametrico). A rigore analogo completamento dovrebbe essere fatto con una classe X di vulnerabilità ancora minore di quella della classe F , peraltro del tutto irrilevante per l'applicazione del metodo.

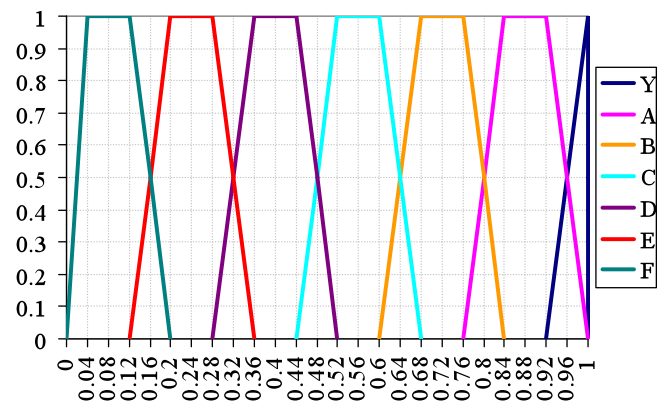


Figura 1 Fuzzy sets dell'indice di vulnerabilità delle classi EMS98.

Ad ogni classe è anche associato uno specifico valore di V , corrispondente alla matrice DPM *White expected*.

Tabella 4. Valori White dell'indice V delle sei classi di vulnerabilità.

Classe	A	B	C	D	E	F
V_White	0.88	0.72	0.56	0.40	0.24	0.08

La parametrizzazione delle DPMs cumulate è stata ottenuta ottimizzando una relazione analitica tra l'indice V, l'intensità macrosismica I e il valor medio della distribuzione di danno μ_D . (eq. (4.4)). Tale distribuzione è stata assunta corrispondente ad una funzione beta (definita da due parametri r , t) sull'intervallo fra 0 e 5, discretizzata sui valori interi dell'indice del danno.

$$\mu_D = 2.5 + 3 \tanh\left(\frac{I + 6.25V - 12.7}{3}\right) \quad | \quad 0 \leq \mu_D \leq 5 \quad (4.4)$$

Il parametro r dipende dal valor medio, e quindi tramite la eq. (4.4) dall'intensità I ed il parametro di vulnerabilità V. Il parametro t è stato assunto identicamente pari ad 8, calibrando tale scelta sulla base dei valori numerici, abbastanza stabili attorno a questo valore, assunti nelle distribuzioni di danno ottenute dal completamento delle EMS-98.

Fissando il valore dell'intensità macrosismica, risultano pertanto determinate le due DPM estreme corrispondenti all'intervallo di variazione di V e il conseguente intervallo del valore atteso della funzione f del danno ajY .

Se la funzione f del danno è monotona (o quasi monotona) rispetto ai gradi di danno ordinati nella scala, il risultato può ritenersi esatto, nei limiti dell'approssimazione introdotta con la parametrizzazione e la rappresentazione tramite distribuzioni beta discrete. Se invece la funzione del danno risulta fortemente non monotona l'errore rispetto alla procedura non parametrica sopra descritta può essere molto più sensibile. Ad esempio, ricordando che la probabilità di un sottoinsieme dei gradi danno è uguale al valore atteso della sua funzione caratteristica (indicatrice), il relativo calcolo si riferisce ad una funzione fortemente non monotona se si considerano singoli gradi o gruppi di gradi di danno intermedi.

Per ogni tipologia (indice i) modificata (indice s) si consideri ora il *random set* (Dubois and Prade 1991; Bernardini 1999), dipendente anch'esso da α , ottenuto attribuendo agli intervalli ajY le probabilità $m_j^{i,s}$, indipendenti da α .

Si tratta di un random set di tipo non consonante, con elementi focali ajY che potrebbero essere non disgiunti e *probabilistic assignment* dato dagli $m_j^{i,s}$.

E' possibile quindi calcolare le funzioni cumulative estreme del random set e l'intervallo dei loro valori attesi della funzione $y = f$ del danno considerata, ${}^aY_{i,s}$. E' anche possibile calcolare uno specifico valore "White expected" ${}^ay_{i,s}^{WHITE}$.

Se il calcolo viene ripetuto per diversi valori di α , si genera (sotto certe condizioni di continuità delle funzioni analitiche utilizzate) un insieme sfuocato che misura il valore atteso di $y = f$ per la tipologia modificata, condizionato alla intensità macrosismica assunta. Resta anche determinato l'intervallo di variazione con α dei valori White expected ${}^ay_{i,s}^{WHITE}$ ed anche il baricentro dell'insieme sfuocato, utilizzabile come valore centrale "defuzzificato" per una misura centrale indipendente dall'incertezza effettiva delle DPMs.

Si osservi che un valore centrale defuzzificato può anche essere calcolato sostituendo la procedura iterativa rispetto ad α con un calcolo diretto che utilizza le DPM "White expected" di ogni classe di vulnerabilità. La classe parametrica (rispetto ad α) dei random sets (aY_j , $m_j^{i,s}$), si riduce ad una unica distribuzione discreta di probabilità (y_j , $m_j^{i,s}$), del quale è immediato calcolare il valor medio.

5 APPLICAZIONI NUMERICHE

Si fa riferimento nel seguito ad edifici in muratura, e alla loro identificazione nel territorio secondo le informazioni raccolte con il Censimento ISTAT del 1991 ed elaborate dall'allora IRRS (Istituto di Ricerca sul Rischio Sismico) di Milano, oggi Istituto Nazionale di Geofisica e Vulcanologia - Sezione di Milano.

Si riportano nella Tabella 5 le matrici congiunte degli stati modificati a partire dalle tipologie di edifici in muratura EMS98 (M_i , $i=1..7$).

Esse sono state ricavate con la seconda delle procedure descritte nel punto 3. Le probabilità condizionate dei modificatori delle diverse tipologie alle diverse classi sono state scelte non sulla base di dati statistici (del tutto indisponibili), ma sulla base di ragionevoli ipotesi suggeriti agli autori dalla conoscenza delle tipologie edilizie in muratura presenti in Europa, particolarmente nelle zone esposte a maggior rischio sismico.

Tabella 5. Matrice delle probabilità congiunte degli stati modificati a partire dalle tipologie di edifici in muratura EMS-98.

Piani	Stato	Aggregato	Codice	M1		
				Y	A	B
3	C	2	3C2	41.10	58.21	0.69
3	C	1	3C1	31.63	67.18	1.20
3	B	2	3B2	22.75	75.17	2.08
3	B	1	3B1	16.23	80.43	3.34
2	C	2	2C2	1.48	97.47	1.05
2	C	1	2C1	0.98	97.44	1.58
2	B	2	2B2	0.63	96.93	2.44
2	B	1	2B1	0.41	95.95	3.63
1	C	2	1C2	0.73	96.35	2.92
1	C	1	1C1	0.48	95.20	4.32
1	B	2	1B2	0.30	93.12	6.58
1	B	1	1B1	0.20	90.24	9.56

Codice	M2			M3		
	Y	A	B	A	B	C
3C2	47.04	49.88	3.07	44.22	55.55	0.23
3C1	36.53	58.10	5.37	34.29	64.63	1.08
3B2	20.97	66.70	12.33	20.70	78.01	1.30
3B1	14.09	67.25	18.65	14.22	80.42	5.36
2C2	1.87	91.90	6.23	3.64	95.71	0.65
2C1	1.22	89.67	9.12	2.41	95.02	2.57
2B2	0.56	82.63	16.81	1.22	96.18	2.60
2B1	0.35	76.36	23.30	0.76	89.56	9.69
1C2	0.85	83.33	15.82	1.85	97.33	0.82
1C1	0.52	77.43	22.05	1.21	95.56	3.23
1B2	0.22	63.58	36.21	0.61	96.14	3.25
1B1	0.12	53.86	46.01	0.37	87.76	11.87

Codice	M4			M5		
	B	C	D	A	B	C
3C2	38.73	58.95	2.32	33.07	65.21	1.72
3C1	38.73	58.95	2.32	24.54	72.59	2.87
3B2	28.63	65.36	6.01	16.99	78.20	4.81
3B1	28.63	65.36	6.01	11.71	80.84	7.45
2C2	29.29	66.44	4.27	10.44	88.06	1.49
2C1	29.29	66.44	4.27	7.16	90.54	2.30
2B2	20.35	69.26	10.39	4.66	91.71	3.63
2B1	20.35	69.26	10.39	3.10	91.48	5.42
1C2	9.17	83.19	7.64	2.20	89.01	8.80
1C1	9.17	83.19	7.64	1.41	85.86	12.73
1B2	5.71	77.65	16.64	0.85	80.57	18.58
1B1	5.71	77.65	16.64	0.52	73.91	25.57

Codice	M6			M7		
	B	C	D	C	D	E
3C2	35.64	59.18	5.18	15.23	69.54	15.23
3C1	35.64	59.18	5.18	15.23	69.54	15.23
3B2	35.64	59.18	5.18	15.23	69.54	15.23
3B1	35.64	59.18	5.18	15.23	69.54	15.23
2C2	15.85	78.87	5.28	20.15	73.13	6.72
2C1	15.85	78.87	5.28	20.15	73.13	6.72
2B2	15.85	78.87	5.28	20.15	73.13	6.72
2B1	15.85	78.87	5.28	20.15	73.13	6.72
1C2	15.19	70.89	13.92	13.74	74.81	11.45
1C1	15.19	70.89	13.92	13.74	74.81	11.45
1B2	15.19	70.89	13.92	13.74	74.81	11.45
1B1	15.19	70.89	13.92	13.74	74.81	11.45

Ogni stato modificato sarà nel seguito identificato tramite un codice alfanumerico formato dalla sequenza dei codici ISTAT '91 rappresentativi del numero di piani ("1" uno o due piani, "2" da tre a cinque, "3" oltre cinque), dello stato di manutenzione ("B" buona manutenzione, "C" cattiva manutenzione) e della condizione di aggregato ("1" edificio isolato, "2" edificio in aggregato).

Si evidenziano nelle Tabelle 5 e 6 le variazioni del valore medio "*White expected*" di V corrispondente all'applicazione dei modificatori. Questo con-

sente di validare ulteriormente i valori prescelti confrontando con precedenti metodologie esperte.

Tabella 6. Variazioni del valore medio "white" di V conseguenti all'applicazione di ciascun modificatore singolarmente.

Tip.	ΔV_{Piani}			ΔV_{Stato}		$\Delta V_{\text{Aggregato}}$	
	3	2	1	C	B	2	1
M1	0.044	-0.003	-0.011	0.006	-0.006	0.003	-0.003
M2	0.064	0.008	-0.022	0.021	-0.017	0.008	-0.007
M3	0.038	-0.011	-0.015	0.011	-0.012	0.007	-0.007
M4	0.026	0.004	-0.033	0.013	-0.013	0.000	0.000
M5	0.029	0.006	-0.030	0.012	-0.012	0.006	-0.006
M6	0.027	-0.006	-0.024	0.000	0.000	0.000	0.000
M7	0.022	0.002	-0.019	0.000	0.000	0.000	0.000

Nella Tabella 6 sono riportate le variazioni del valore medio di V conseguenti all'applicazione di ciascun modificatore singolarmente, mentre in Tabella 7 le variazioni totali per gli stati modificati della tipologia M3.

Tabella 7. Variazione del valore medio "white" di V corrispondente a ciascun stato modificato per la tipologia M3.

Codice	ΔV_{Piani}	ΔV_{Stato}	$\Delta V_{\text{Aggregato}}$	tot
3C2	0.038	0.017	0.008	0.063
3C1	0.038	0.017	-0.009	0.046
3B2	0.038	-0.023	0.008	0.024
3B1	0.038	-0.023	-0.009	0.007
2C2	-0.011	0.007	0.003	-0.001
2C1	-0.011	0.007	-0.003	-0.008
2B2	-0.011	-0.006	0.008	-0.010
2B1	-0.011	-0.006	-0.007	-0.024
1C2	-0.015	0.007	0.003	-0.005
1C1	-0.015	0.007	-0.003	-0.011
1B2	-0.015	-0.006	0.009	-0.012
1B1	-0.015	-0.006	-0.008	-0.029

Come si può notare dalle tabelle precedenti le variazioni totali dell'indice di vulnerabilità corrispondono solo con una certa approssimazione alla somma delle singole variazioni.

Si riportano nel seguito i risultati ottenuti dall'applicazione della metodologia ad un gruppo di 19 comuni scelti nelle province di Belluno (Quero, Vas, Puos d'Alpago, Sappada, Longarone, Sedico), Treviso (Fonte, Giavera del Montello, Godega di Sant'Urbano, Mansuè, Pederobba, Pieve di Soligo, San Zenone degli Ezzelini, Valdobbiadene, Vittorio Veneto) e Pordenone (Porcia, Claut, Meduno), con riferimento ai soli edifici in muratura. La scelta di tale campione di Comuni è stata fatta nell'ambito di una ricerca GNDT su "Scenari di danno nell'area veneto-friulana" in modo di renderlo rappresentativo della variabilità dei suoli, della sismicità e delle differenti tipologie costruttive in un'ampia fascia di territorio fra la pianura veneta e la sovrastante area alpina (Bernardini and Paggiarin 2005).

L'inventario dei dati ISTAT 1991 permette di identificare il costruito in termini di tipologia struttu-

rale, età di costruzione, altezza, stato di manutenzione e condizioni di aggregato.

Al fine di individuare la distribuzione nelle tipologie edilizie EMS98 vengono assunte delle inferenze con i gruppi identificabili in base a tipologia strutturale e classe di età (Tabella 8).

Tabella 8. Inferenza tra le tipologie in muratura della EMS98 e le classi di età.

Tipologie muratura	M < 1919	M = 1919 ÷ 1945	M = 1945 ÷ 1971	M > 1971
M1	40	15	10	-
M3	55	85	20	10
M4	5	-	-	-
M5	-	-	30	10
M6	-	-	40	80

Successivamente, per ciascuna tipologia EMS98, sono identificati i gruppi di costruito omogenei per altezza, stato di manutenzione e condizioni di aggregato. L'informazione relativa all'età di costruzione viene considerata implicita nell'inferenza assunta tra le tipologie e le classi di età.

Tabella 9. Distribuzione tipologica

Tipologie muratura	Volume (m ³)	Edifici	Abitanti
M1	1.679.116	3.753	9.935
M2	0	0	0
M3	3.496.179	7.781	21.280
M4	152.425	344	848
M5	953.664	1.982	7.093
M6	2.411.629	4.842	17.777
M7	0	0	0
Totale	8.693.012	18.701	56.934

Tabella 10. Tipologia M3: distribuzione per ciascun stato modificato.

Tipologia M3			
Codice	Volume	Edifici	Abitanti
3C2	640	0	3
3C1	314	1	3
3B2	1.175	1	11
3B1	658	0	6
2C2	285.999	666	1.334
2C1	212.943	382	1.020
2B2	365.586	642	2.328
2B1	413.980	587	2.538
1C2	453.186	1.300	2.298
1C1	437.319	1.197	2.223
1B2	534.453	1.244	3.851
1B1	789.926	1.760	5.664
Totale	3.496.179	7.781	21.280

Applicando la procedura precedentemente descritta, per ciascuna tipologia modificata è possibile definire l'intervallo di variazione dei valori attesi della funzione del danno scelta ed il valore "White

Expected", fissata l'intensità e per ciascun valore di alfa.

Si considerino, ad esempio, le due funzioni del danno (entrambe monotonicamente crescenti con il grado di danno ordinato nella scala EMS98):

- $y_1 = f(0,0,0,0,4,1,1)$ supposta definire la percentuale di edifici inagibili,

- $y_2 = f(0,0,0,0,0,1)$ che definisce la percentuale di edifici collassati,

ed un valore di intensità pari a 8.

E' quindi possibile valutare la variazione del valore atteso delle funzioni, ad α fissato, attraverso una somma pesata sulla percentuale di edifici appartenenti a ciascun gruppo omogeneo.

Si riportano i fuzzy sets dei valori attesi della percentuale attesa di edifici inagibili, rispettivamente con la procedura parametrica (Figura 2) e non parametrica (Figura 3). Si calcolano anche i corrispondenti valori "White Expected" defuzzificati (coincidenti con il valore centrale dell'alfa-cut per $\alpha = 0.5$).

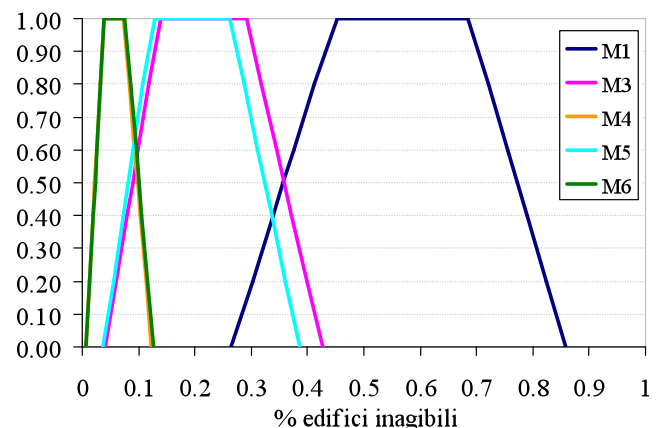


Figura 2 Fuzzy sets della percentuale di edifici inagibili per le tipologie, ottenuti tramite la procedura non parametrica.

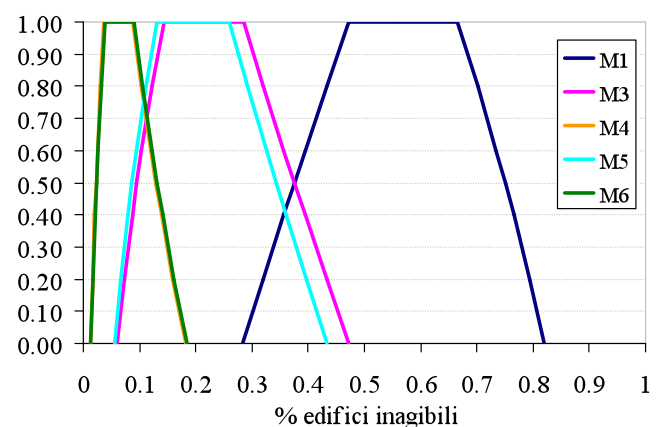


Figura 3 Fuzzy sets della percentuale di edifici inagibili per le tipologie, ottenuti tramite la procedura parametrica.

Il confronto fra procedura parametrica e non parametrica è evidenziato in Figura 4 per le tipologie M1 ed M3.

Analoghi confronti relativi alla percentuale di edifici collassati sono riportati nella Figura 5, Figura 6, Figura 7 e Figura 9.

Si osserva che l'approssimazione della procedura parametrica sembra del tutto accettabile, almeno per il calcolo di valori attesi di funzioni monotone del danno. Tale conclusione è ulteriormente confermata dal confronto sintetico dei valori attesi “white expected” delle percentuali di edifici inagibili (Tabella 10) e degli edifici collassati Tabella 11.

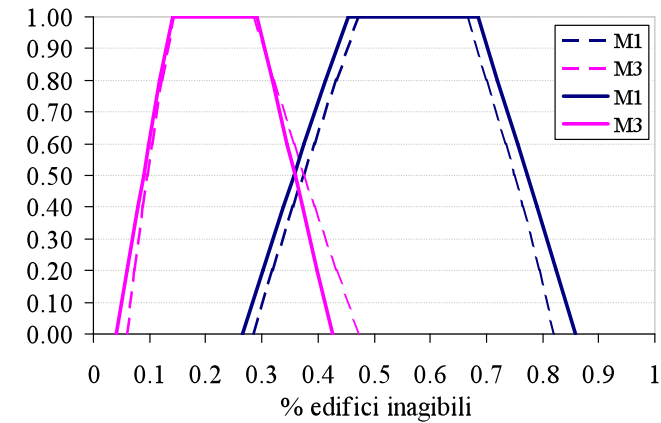


Figura 4 Confronto tra i fuzzy sets della percentuale di edifici inagibili per le tipologie M1 e M3, ottenuti tramite la procedura parametrica (linee tratteggiate) e non parametrica (linee continue).

Tabella 11. Confronto tra i valori white della percentuale di edifici inagibili ottenuti con i due metodi.

% edifici inagibili	M1	M3	M4	M5	M6
non parametrico	56.47	22.41	5.99	20.26	6.18
parametrico	56.24	23.54	7.57	21.47	7.73

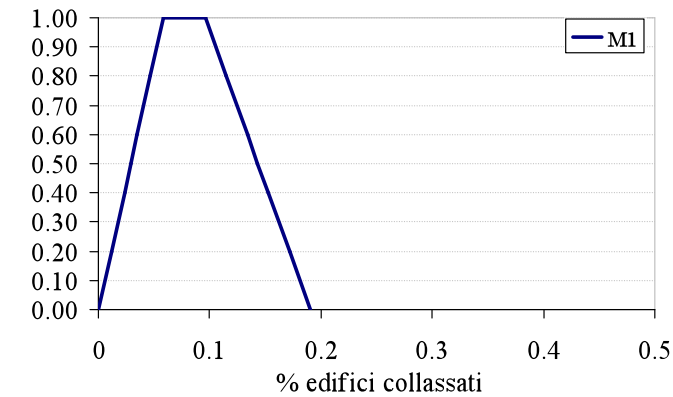


Figura 5 Fuzzy set della percentuale di edifici collassati per la tipologia M1, ottenuto tramite la procedura non parametrica

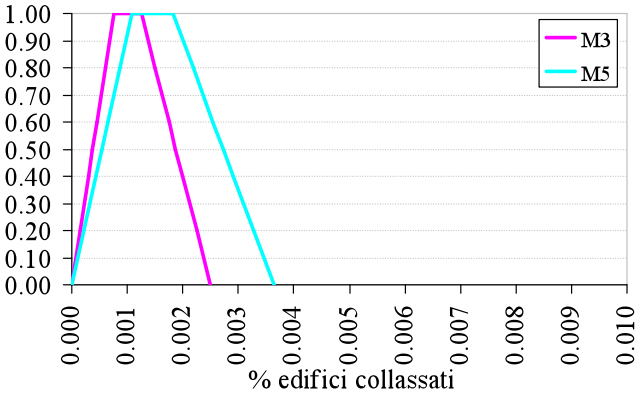


Figura 6 Fuzzy sets della percentuale di edifici collassati per le tipologie M3 e M5, ottenuti tramite la procedura non parametrica.

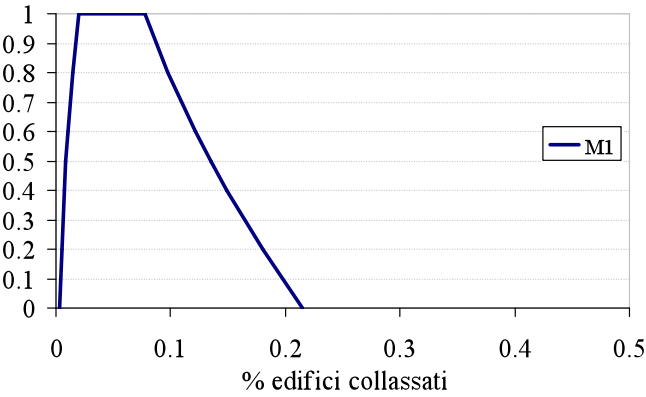


Figura 7 Fuzzy set della percentuale di edifici collassati per la tipologia M1ottenuto tramite la procedura parametrica.

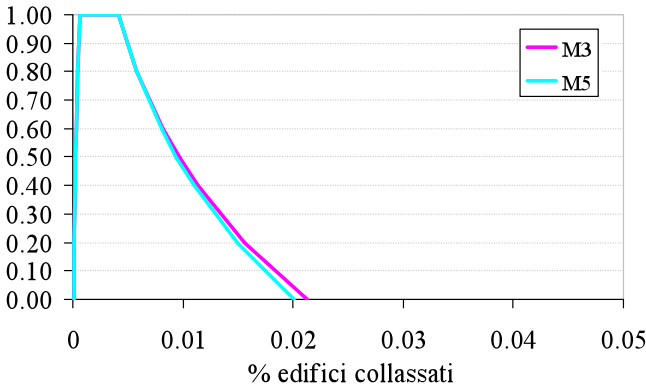


Figura 8 Fuzzy sets della percentuale di edifici collassati per le tipologie M3 e M5, ottenuti tramite la procedura parametrica.

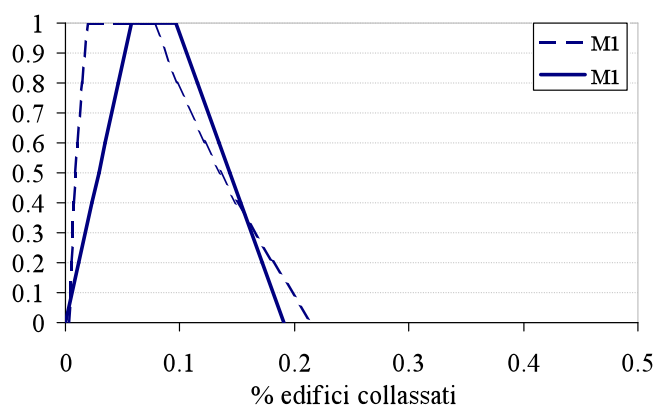


Figura 9 Confronto tra i fuzzy sets della percentuale di edifici crollati per le tipologie M1, ottenuti tramite la procedura parametrica e non parametrica.

Tabella 12. Confronto tra i valori white della percentuale di edifici crollati ottenuti con i due metodi.

% edifici crollati	M1	M3	M4	M5	M6
non parametrico	8.63	0.11	0.00	0.16	0.00
parametrico	7.18	0.50	0.07	0.48	0.07

6 CONCLUSIONI

La metodologia macrosismica qui esposta consente di calcolare in modo coerente con le definizioni convenzionali di grado di danno e di intensità macrosismica fornite dalla scala europea EMS-98 valori attesi di funzioni qualsiasi del danno sismico a popolazioni di edifici ordinari, a partire da informazioni sistematiche, anche molto approssimative, relative al costruito.

In particolare sono state svolte applicazioni a popolazioni di edifici descritte da dati ISTAT 1991.

I risultati del confronto fra due procedure proposte (una di tipo parametrico, l'altra diretta e non parametrica) per la descrizione delle matrici di probabilità di danno implicite nella scala, mostrano differenze molto piccole, almeno quando la funzione del danno da valutare risulta monotona rispetto ai gradi ordinati di danno. Tali differenze riguardano sia la stima di valori attesi centrali dell'aspettazione, sia la rappresentazione sfuocata dell'intera incertezza con cui vengono determinati.

La procedura non parametrica peraltro fornisce valori computazionalmente "esatti" anche per funzioni di danno fortemente non monotone.

Si intende proseguire la ricerca particolarizzando le procedure della metodologie sia ai dati "poveri", sperabilmente più affidabili, forniti dal Censimento ISTAT 2001, sia ad informazioni sistematiche più ricche dal punto di vista dell'applicazione dei modificatori di comportamento.

In particolare dovranno essere ricercate ulteriori informazioni statistiche a supporto della procedura

bayesiana proposta per il riconoscimento delle distribuzioni di probabilità delle classi di vulnerabilità EMS98 per ciascuna tipologia modificata, eventualmente definendo dei modificatori di carattere nazionale o regionale quando le definizioni medie a livello di scala europea si dimostrino troppo lontane dalla realtà del costruito.

RINGRAZIAMENTI

Questa ricerca è stata finanziata dal Progetto esecutivo 2005-2008 del Consorzio ReLUIS (in attuazione di un accordo di programma con il Dipartimento di Protezione Civile), nell'ambito della Linea di Ricerca n.10.

BIBLIOGRAFIA

- Bernardini, A., 1999. *Random and fuzzy sets in the modelling of uncertain engineering systems*. Whys and Hows of uncertainty modelling: Probability, Fuzziness and Anti-Optimization. I. Elishakoff. Wien, New York, Springer.
- Bernardini, A., 2004. Classi macrosismiche di vulnerabilità degli edifici in area veneto-friulana. *XI Convegno ANIDIS "L'ingegneria sismica in Italia"*, Genova.
- Bernardini, A., Giovinazzi S., Lagomarsino, S., Parodi, S., 2007. Matrici di probabilità di danno implicite nella scala EMS-98 per tipologie di edilizia abitativa. *XII Convegno ANIDIS "L'ingegneria sismica in Italia"*, Pisa.
- Bernardini, A. and C. Paggiarin, 2005. *Vulnerabilità degli edifici ordinari: gestione e interrogazione della base di dati ACCESS*. Padova, Dipartimento di Costruzioni e Trasporti, Università degli Studi di Padova: 1-99 + CD-Rom.
- Dubois, D. and H. Prade, 1991. *Random sets and fuzzy interval analysis*. Fuzzy Sets and Systems **42**: 87-101.
- Giovinazzi, S. and S. Lagomarsino, 2004. A macroseismic model for the vulnerability assessment of buildings. *13th World Conference on Earthquake Engineering*, Vancouver, Canada.
- Grunthal, G., 1998. *European Macroseismic Scale 1998*. Cahiers du Centre Européen de Géodynamique et de Séismologie **15**: 1-97.
- Klir, G. J., 2005. *Uncertainty and Information. Foundations of generalized Information Theory*. Hoboken, New Jersey, Wiley & Sons, Inc.